

# 中国货币政策的媒体沟通<sup>\*</sup>

张成思 牟鹏飞

**[摘要]**本文研究中国货币政策的媒体沟通因素,特别是考察市场化指标还是传统政策指标是媒体沟通的焦点。我们通过使用2000至2016年期间“货币政策委员会例会”之后一周内国内报纸刊登的相关文章来确定解释媒体对货币政策相关报道的因素,进而考察中国人民银行货币政策工具变量和其他经济环境变量对媒体报道(倾向性、离散度、数量和程度)的解释程度。研究结果表明:媒体报道对市场利率变化并没有过多关注,却更为关注主要政策利率水平和存款准备金率的变化,而且对广义货币增长率也非常关注。因此,从媒体舆论角度看,中央银行货币政策沟通可以考虑侧重于政策利率、存款准备金率以及货币增长率,以此来提高货币政策的沟通效果和效率,实现更有效的货币政策传导机制。

**关键词:**媒体报道 货币政策 中央银行

**JEL分类号:**E22 E52 E58

## 一、引言

我国的传统货币政策目标是保持货币币值的稳定,并以此促进经济增长。在实践中,货币政策面临“多工具、多目标”的现实状况,因此我国央行不宜采用单一的货币政策规则(郭红兵和陈平,2012)。货币政策规则是在货币政策制定时确定操作货币政策的程序或者原则,是货币政策传导机制中的核心内容。中央银行的货币政策沟通在货币政策制定和执行中起着十分重要的作用(冀志斌和周先平,2011)。大量已有研究表明,现代中央银行更加强调良好的沟通对于货币政策传导机制的重要性,并且致力于打造公开透明的沟通。中央银行沟通对金融资产价格有影响,同时央行沟通可以作为非常规货币政策工具,以丰富政策工具的组合菜单(吴国培和潘再见,2014)。而且,中央银行沟通对人民币汇率波动有较为显著的影响,中央银行沟通可以在汇率的预期管理中发挥积极作用,促进汇率平稳波动(朱宁等,2016)。

公开透明的沟通意味着中央银行不仅仅发出货币政策信息,同时要将货币政策意图传达给公众,引导公众形成合理预期。与直接接受央行公布数据所影响的群体不同,公众对于货币政策制定的信息基本上来源于媒体的报道(Böhm et al.,2012)。由于不同个体对于同一件事情的感知有偏差或偏见,公众不会基于个人的信息传递感知政策变化,而是倾向于从媒体中感知货币政策的变化,并将媒体中的货币政策定义为“标杆”。

\* 张成思,中国人民大学财政金融学院副院长,教育部长江学者特聘教授;牟鹏飞,中国人民大学财政金融学院,博士研究生。本研究受到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目资助,项目批准号16JJD790057。

通常，媒体对货币政策的报道可能受到三方面的影响：货币政策制定者、公众偏好以及媒体本身。从媒体本身分析，媒体对于其报道事件受其倾向性的影响(Groseclose and Milyo, 2005)。从公众信息需求角度分析，媒体报道倾向性受到读者观点的影响(Katz et al., 1973)。媒体作为盈利机构所提供的“信息”商品取决于读者对其产品和服务的需求程度。新闻报道的程度与读者的喜好密切相关，特别在信息不确定性程度高时，读者更加倾向于依赖来源质量高的新闻报道(Gentzkow and Shapiro, 2006)。货币政策制定者作为信息的最原始来源，并非是能够对公众预期与行为产生影响的直接主体。

根据我国央行信息发布的惯例，央行对于货币政策和货币政策委员会例会等通过“中国人民银行官方网站”进行发布，称之为“新闻通稿”。通过对媒体报道文章的阅读可以发现，我国媒体对于央行货币政策新闻通稿的转述较为普遍，但每篇报道转述的侧重点不同：一部分报道标题和正文侧重于对当前和今后货币政策风险的陈述和预测，而另一部分报道则强调未来我国货币政策对于实体经济影响的积极作用。虽然两类媒体报道都是对同一个货币政策委员会例会的报道以及使用同一篇央行发布的新闻通稿，但是媒体报道的侧重点不同导致媒体对于同一事件的报道“语气”相差很大甚至截然相反。此外，媒体对“货币政策委员会”的报道并不局限于对新闻的转述，例如，新闻标题不会直接采用央行发布的新闻通稿标题，而是根据媒体对新闻内容和现实情况的理解自拟一个标题，此标题以及正文包含媒体对“货币政策委员会”报道的倾向性。公众在面对不同信息合成的新闻报道做出的反应更具复杂性。因此，媒体报道倾向性的因素研究对于媒体报道对于公众预期形成的影响至关重要。

媒体在央行和公众之间扮演信息传递者的角色，向公众传达信息的同时将自己对货币政策的理解向公众表达，在一定程度上对“货币政策委员会”的行为起到监督作用和反馈作用(Amato et al., 2002)。媒体在中央银行发布“货币政策”信息后实时监测市场利率变动情况，将市场参与者情绪和公众预期及时传达给政策制定和执行部门。因此，“货币政策”发布后的一个星期内的利率市场变化为媒体的监督和反馈提供了可能。

本文的主要贡献在于，首次利用微观媒体报道调查获取公众对媒体报道倾向性和程度等数据，分析货币政策工具变量和其他经济环境变量对媒体报道倾向性、离散度、报道数量和程度四个不同维度的影响，研究结果有助于深层次理解我国货币政策形成机制与央行行为和媒体报道的内在逻辑联系，为媒体中的货币政策沟通提供科学依据。本文结构安排如下：第二部分对相关文献进行回顾和评述，厘清已有文献的研究逻辑脉络；第三部分对实证分析中使用的数据进行说明，对相关典型事实进行描述；在此基础上，第四部分对媒体报道的影响因素进行实证分析；第五部分对全文进行了总结。

## 二、文献回顾

国内外学者对于媒体报道与央行沟通双向驱动关系的研究较少，不过仍有部分相关文献可以遵循。一方面，从央行沟通方式的选择角度，最初的国外学者对于货币政策在媒体中传导机制的研究主要关注央行沟通方式的选择对央行沟通效果的影响，并没有强调媒体在传导机制中的作用。Woodford(2001)强调央行沟通的透明性有利于改善政策信息不对称，说明央行沟通提高了央行传达政策目标的能力。Andersson et al. (2006)探讨了多种货币政策方式，证实各种货币政策信号能够影响利率的期限结构，从而表明央行沟通对于货币政策传导至关重要。此后，Ehrmann and Fratzscher(2007)研究了央行新闻发布会对于金融市场的影响。央行新闻发布会还向市场传递改变资产价格、影响资产波动率的信息。同时，新闻发布会对市场产生的异常信息进行澄清，尤其是

在经济极度不稳定的情况下,央行新闻发布会的澄清作用会越发显著。卞志村和张义(2012)通过实证研究说明央行通过发布货币政策执行报告能够有效减少中央银行决策层与私人部门之间的“信息不对称”,起到引导公众通胀预期形成的作用。但公众通胀预期受到信息披露的冲击较实际反应程度为小,说明我国央行在信息披露引导、管理通胀预期效果方面还有一定提升空间。Hayo and Neuenkirch(2015)的研究侧重于网络新闻对于金融市场参与者影响程度是否显著。市场参与者只是通过网络新闻来验证自身判断,说明网络新闻在市场参与者之间只起到补充作用。

以上研究集中于央行沟通方式对公众接受信息以及预期形成的影响,是央行宏观政策沟通与微观主体接受信息(并改变其行为)相联系的研究。然而,媒体报道作为央行沟通方式之一并没有得到已有研究的足够重视,但随着媒体效应在货币政策传导过程中不断深化,学界开始关注媒体报道影响因素以及驱动机制。例如,Berger et al. (2011)研究媒体报道欧洲央行货币政策问题,说明了媒体报道的倾向性主要受欧洲中央银行信息的影响。央行公告内容以及市场利率意外变化对于媒体报道的倾向性有重大影响。其具体表现为:当市场利率发生异常变动时,媒体报道倾向性为负,而央行在新闻发布会上对政策的解读增加报道的正倾向性。Berger et al. (2011)还强调了媒体报道平滑预期的特性,即当通货膨胀率大于目标通胀率时,媒体将更多地报道负向信息,以此来降低公众对于通货膨胀的预期,使通货膨胀率降到合理的区间。

Böhm et al. (2012)对媒体报道中的捷克央行货币政策进行了实证研究,利用的是货币政策会议之后媒体发表的与“货币政策委员会”相关的文章,并未得出与 Berger et al. (2011)相同的结论。Böhm et al. (2012)研究表明,捷克的金融市场市场利率意外变化并不会引起媒体报道倾向性的变动,媒体“未预期到的货币政策”并不能对金融市场产生负面效应,因此中央银行在设定利率时,没有必要刻意使用平滑利率的手段。此外,Böhm et al. (2012)研究证明了央行公告和发布预测会增加媒体报道正倾向性。结合媒体对公众预期形成影响的研究结论,Böhm et al. (2012)研究发现央行公告和预测发布能够增强媒体报道强度和倾向,从而引导公众形成合理的预期的传导过程。

对比 Reid and Plessis(2011)和 Böhm et al. (2012)的研究可以看出,不同国家媒体中的货币政策对于货币政策传导机制影响也不尽相同,并且由于媒体自身对于信息解读的错误可能导致理解偏差,这种偏差使得央行沟通效果并不理想。因此,媒体自身能力的提高也是货币政策传导机制媒体效应增强的重要手段,说明研究货币政策的媒体报道影响机制区分国别进行至关重要。为此,本文研究中国2000至2016年期间货币政策的相关报道(倾向性、离散度、数量和程度)的决定因素。

### 三、数据描述和典型事实

#### (一)媒体报道数据

本文的媒体数据基于“慧科新闻”数据库中的关于“货币政策委员会”对当季中国“货币政策”的新闻报道,样本区间为2000年1季度至2016年1季度。我们在所有报刊中选择“中国大陆地区最具影响力财经类报章”和“中国大陆地区最具影响力综合性报章”共三十种报纸,然后对新闻进行文本分析。我们在附录中归纳了这30家媒体对相关货币政策报道的倾向性评价统计结果。其中,有3家媒体对于“货币政策委员会”报道平均倾向性达到标准正向性,定性为“基本正向报道”;有5家媒体的报道平均倾向性不足0.2,定性为“中性报道倾向性”。

本文对于样本区间内的65期(季度)进行初步筛选,基于媒体报道的时效性确定每期报道搜集的时间区间为货币政策委员会例会开会日期到例会结束后一个星期之内的30家媒体报道,一共为881篇。其中有两类较为明显不是关于“货币政策委员会”对当季中国“货币政策”的新闻描述数据和阐述事实:第一类为对国外“货币政策委员会”的相关描述和报道;第二类为中国“货币政

策委员会”委员任职和“货币政策委员会”职能的相关描述和报道。中国“货币政策委员会”中现任与前任委员所讲述的话语相关描述和报道虽然不能归为“货币政策委员会”对当季中国“货币政策”的新闻描述数据和阐述事实,但是它可以作为“货币政策委员”进行沟通的手段,因此在影响因素中也考察其对因变量的影响。

这样,经过初步筛选后,我们对剩下的相关报道(共 544 篇)进行文本分析。本文对“货币政策委员会”相关媒体报道从定性和定量两个角度进行衡量。对于定性指标,我们需要在分析文本时更注重文章整体所表达的内容,或者查看主题是积极还是消极的,而不是仅基于文章中正向负向词汇的多少来进行判断。同时,在判断时需要注意,我们评价的是报章对“货币政策委员会”的相关描述和报道,并非仅对“货币政策委员会”决策的货币政策进行评价。判断依据如下:全文措辞为极负面的媒体报道,分数为“-2”(极负面表述是指通篇报道均为负面措辞,如:依旧没能改变短期通货膨胀和经济过热的局面;货币信贷投放仍然过多,流动性过剩矛盾尚未缓解,价格上涨的压力明显等);负面媒体报道,分数为“-1”(负面表述是指部分表述为负面,如:当前我国经济继续保持平稳快速发展,但固定资产投资反弹的压力较大等);中性媒体报道,分数为“0”;正面媒体报道,分数为“1”(如:应继续实施稳健的货币政策,稳中适度从紧,进一步提高货币政策的预见性、科学性和有效性等);极为正面的媒体报道,分数为“2”(如:央行连续两次出手“定向降准”,透出定向调控、精准发力的政策意图等)。

本文利用定性判断的分数代表该篇文章所在媒体对于“货币政策委员会”例会的货币政策决策的理解,具体数值还要遵从文章对于事件报道的倾向性。分数“+1”表明媒体基本同意央行货币政策委员会对于货币政策的传达。从 2009 年一季度以来,中国央行货币政策基本以“稳健的货币政策”为主,媒体对于央行货币政策委员会的报道也趋于积极。但是这并不表明媒体没有相应的倾向性,媒体对于“稳健的货币政策”的表述和报道传达着媒体对于央行货币政策委员会沟通的解读。即媒体报道对货币政策委员会有过于自我化语气,但从媒体报道的细微的差距可以看出不同报章对于同一例会的报道仍有细微语气差别。

对于定量指标,我们对 30 家媒体在货币政策委员会例会举行时间的一周内对于会议的相关报道的篇数进行统计。另外,我们发现媒体相关报道中的标题含有文章中主题信息和整体基调,因此我们采用文章标题的长度来表明媒体对此次会议报道的程度。

## (二) 因变量指标描述

为了对媒体中的货币政策进行计量分析,我们定义当季度媒体对于货币政策委员会例会报道的倾向性:

$$fav_i = \sum_{m=1}^{N_i} favmed_{m,i} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  表示“货币政策委员会例会”后一周内媒体对于会议的报道次数( $i=1$  表明 2000 年第一季度的媒体报道, $i=2$  表明 2000 年第二季度的媒体报道,下标  $m$  表示第  $i$  次“货币政策委员会例会”后一周内媒体对于会议的报道的次序。(若  $m=1$ ,表示第  $i$  次“货币政策委员会例会”报道中的第 1 篇报道,以此类推))。 $favmed_{m,i}$  是媒体对于  $i$  次例会一周内第  $m$  篇相关报道的倾向性, $N_i$  是当季度 30 家媒体对于货币政策委员会例会相关报道的总篇数。注意,等式(1)右侧表示计算第  $i$  次例会一周内媒体报道倾向性的总值。由上式可得, $fav_i$  是第  $i$  次“例会”一周内统计中的 30 家媒体对于货币政策委员会例会报道倾向性的数值。 $fav_i$  的数值越高表明媒体对于第  $i$  次“例会”的倾向性高,即媒体更加支持“例会”对于“货币政策”传达的信息。

本文还利用媒体报道倾向性离散度衡量媒体报道倾向性:

$$disfav_i = | fav_i - \overline{fav}_i | \quad (2)$$

其中,  $disfav_i$  是该次例会一周内媒体报道倾向性离散度,  $fav_i$  是样本期间所有媒体相关报道倾向性的平均值。

本文在处理媒体相关报道中标题长度时利用其平均值表征媒体报道程度:

$$ext_i = \frac{1}{N_i} \left( \sum_{m=1}^{N_i} extmed_{m,i} \right) \quad (3)$$

其中,  $extmed_{m,i}$  是媒体对于该次例会一周内每一篇相关报道的标题长度,  $ext_i$  代表该次例会一周内媒体相关报道标题平均长度(媒体报道程度)。

根据以上定义和说明,表1归纳了因变量的具体定义。 $fav$  描述了当季货币政策委员会例会一周内媒体对于该次例会的报道倾向性的总和;  $disfav$  描述了当季货币政策委员会例会相对于样本期间内平均媒体报道倾向性的离散度;  $num$  表示例会后一周内媒体对于当季货币政策委员会例会报道的篇数;  $ext$  表示当季例会一周内媒体报道标题长度的平均值。

表1 因变量定义

变量名	符号	定义
媒体报道倾向性	$fav$	当季例会一周内媒体对货币政策委员会报道的倾向性总和
媒体报道倾向性离散度	$disfav$	当季例会一周内媒体相关描述和报道倾向性的离散度
媒体报道篇数	$num$	当季例会一周内媒体相关描述和报道篇数
媒体报道程度	$ext$	当季例会一周内媒体相关描述和报道标题长度平均值

表2归纳了因变量的描述性统计信息。媒体报道的倾向性均值为5.28,即平均来看当季媒体报道倾向性大于零,说明媒体对于货币政策委员会的报道以正向为主。由于我们设定的  $fav$  为加总的概念,受到当季媒体报道数量效应和单篇报道倾向性的综合影响。因此,我们将当季  $fav$  剔除媒体报道数量效应的影响,发现当季媒体报道倾向性为正向时,数量效应明显,即报道数量上的增长会扩大媒体正向性的报道;当季媒体报道倾向性为负向时,数量效应不明显。此外,媒体报道的离散度的均值4.49接近于倾向性的均值,说明媒体报道的负向效应对整体报道的离散有一定的影响。

表2 因变量描述性统计

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
$fav$	5.28	5	26	-5	5.91	1.12	1.84
$disfav$	4.49	4.28	20.72	0.28	3.80	1.84	5.31
$num$	8.37	8	33	0	7.03	1.50	3.02
$ext$	19.56	20.6	36	0	8.07	-1.08	1.41

### (三)媒体报道变量的涵盖关系

为了分析媒体报道的影响因素,我们首先确定是否需要考虑媒体报道变量的所有指标,即是否需要将媒体报道的倾向性、离散度、报道篇数和媒体报道程度这四个指标都作为媒体报道变量,在后续实证分析中作为因变量分别参与回归。要验证这个问题,可以考察媒体报道程度是否能够涵盖其他三个指标的信息,一个简单的思路是借鉴 Davidson and MacKinnon (1993) 提出的嵌套检验中的  $J$  检验,使用媒体报道程度对媒体报道倾向性、媒体报道离散度和媒体报道篇数分别进行回归,

考察倾向性、离散度和报道篇数对媒体报道程度是否具有解释力。如果这三个指标对媒体报道程度的解释力很低(系数不显著或回归模型拟合优度过低),则说明后续实证分析中媒体报道变量不仅要使用媒体报道程度,也应该包括倾向性、离散度和报道篇数。

为此,我们设立以下模型进行回归,为节省系数符号,统一使用 $\alpha$ 代表回归方程中的常数项, $\beta$ 代表对应系数, $\mu$ 表示随机扰动项,则有:

$$ext_i = \alpha + \beta fav_i + \mu_i \quad (4)$$

$$ext_i = \alpha + \beta disfav_i + \mu_i \quad (5)$$

$$ext_i = \alpha + \beta num_i + \mu_i \quad (6)$$

$$ext_i = \alpha + \beta_1 fav_i + \beta_2 disfav_i + \mu_i \quad (7)$$

$$ext_i = \alpha + \beta_1 fav_i + \beta_2 disfav_i + \beta_3 num_i + \mu_i \quad (8)$$

表3 报告了媒体报道程度作为因变量,媒体报道倾向性、倾向性离散度和媒体报道篇数分别作为自变量的回归结果。其中,从等式(8)的回归结果可以看到,在5%的显著性水平上,媒体报道倾向性、离散度和报道数量的系数均不显著,而且拟合优度估计值(*R-squared*)非常低,只有0.1。进一步观察等式(4)至(7)的回归结果仍然可以看到,只有等式(5)和(7)中有两个系数在5%的显著性水平上显著,其余情况均不显著,而且这几个等式的拟合优度估计值更低。以上结果总体表明,媒体报道程度并不能涵盖媒体报道倾向性、倾向性离散度和报道篇数的相关信息,因此在下面的实证分析中,应将媒体报道的定性和定量指标区分并分别作为媒体报道的指标变量(因变量)参与回归分析,以便获得更全面的结果。

表3 媒体报道程度对媒体报道倾向性、倾向性离散度和报道篇数的回归结果

	等式(4)	等式(5)	等式(6)	等式(7)	等式(8)
Fav	0.29 <sup>*</sup> (0.15)			0.41 <sup>**</sup> (0.20)	0.21 (0.15)
disfav		-0.10 <sup>**</sup> (0.12)		0.39 <sup>*</sup> (0.22)	-0.42 <sup>*</sup> (0.22)
num			0.31 <sup>*</sup> (0.15)		0.28 <sup>*</sup> (0.15)
<i>R-squared</i>	0.046	0.002	0.072	0.073	0.101

注:稳健最小二乘估计;括号内为回归系数的标准差估计值; \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%水平上显著。

#### (四)媒体报道的影响因素

本文从两个方面分析影响媒体报道因变量的因素。一方面是货币政策变量指标,即利率变动程度,官方利率(一年期商业贷款利率,下同)变动程度,市场利率水平和存款准备金率等。第二方面是与当前经济环境相关的指标(包括货币政策最终目标),即通货膨胀率、真实国内生产总值(GDP)增长率、汇率变化(人民币美元汇率收盘价格)及其绝对值和广义货币M2的增长率等。对于利率变量,我国常用指标有存贷款利率、银行同业拆借利率以及上海银行间同业拆借利率(SHIBOR)等。由于SHIBOR数据起始于2007年年初,在时间跨度上不能满足分析样本要求,所以本文采用中国银行间同业拆借利率,其在1996年6月后实现了市场化,共有8个期限的利率。同时银行间同业拆借利率交易灵活,受到货币政策调控的影响大,并且几乎没有信用风险。表4归纳了自变量名称、符号和定义等信息。

表4 自变量的名称、符号和定义

变量名称	符号	定义
市场利率变动程度	sur	例会后一周内市场利率(中国银行间同业拆借利率IBO1M)的变化
官方利率	chi	例会当季官方利率(一年期贷款利率)水平
官方利率变动程度	ki	例会当季官方利率(一年期贷款利率)变动程度
货币委员会沟通程度	com	媒体对例会后一周内货币政策委员会委员对政策发表讲话的报道次数
存款准备金率	drr	中国人民银行公布的存款准备金率水平
通货膨胀率变动	cpi	例会当季CPI(同比)水平
真实GDP增长率变动	gdp	例会当季真实GDP(同比)增长率水平
汇率变动	exc	例会后一周内人民币美元汇率的变化程度
汇率变动绝对值	absexc	例会后一周内人民币美元汇率变化程度的绝对值
广义货币增长率	m2	例会当季广义货币增长率水平

注:增长率变量均为同比口径计算;市场利率为中国银行业同业拆借利率IBO1M拆借品种加权价,利率数据来源为RESSET金融研究数据库;存款准备金率是例会当季存款准备金率,如果当季存款准备金率有变化,则以当季三个月平均值作为当季存款准备金率;当季CPI通胀率为当季三个月份的平均值。

表5给出了自变量的描述性统计结果,可以看出,市场利率波动的均值为-0.19,同时其偏度为-1.35,说明市场利率波动在一定程度上是下降趋势,这种趋势反映在货币政策委员会例会之后的一个星期中。不过,这种现象不会长期持续下去,通过一段时间的调整可能会回到市场利率的均衡水平。平均来看,政策利率在例会当季和上一季变动幅度不大,说明在一段时间内,官方政策利率并没有大幅度波动。但是在极端情况下,贷款利率的变动达到1.89%。根据新闻媒体的报道特点,媒体对于政策利率的关注程度经常超过对于其他事件的关注。同时,媒体报道在说明政策利率的同时会增加政策利率变动对其他经济变量的影响,尤其是对通胀率和广义货币增长率的影响。因此,本文在选择解释变量时将政策利率的变动和政策利率水平一并纳入。

表5 自变量描述性统计

	均值(%)	中位数(%)	最大值(%)	最小值(%)	标准差	偏度	峰度
sur	-0.19	-0.12	1.25	-3.2	0.74	-1.35	4.32
chi	0.04	0	1.89	-0.54	0.3	3.61	21.69
ki	5.79	5.85	7.47	4.35	0.66	0.67	1.06
com	1.4	0	19	0	2.83	4.23	23.41
drr	13.03	15.17	21.5	6	5.94	0.01	-1.77
cpi	0.02	0.02	0.08	-0.02	0.02	0.7	0.34
gdp	0.1	0.09	0.15	0.06	0.02	0.65	-0.31
exc	0	0	0.02	-0.06	0.01	-2.66	11.13
absexc	0.01	0	0.06	0	0.01	3.36	14.82
m2	0.16	0.15	0.29	0.11	0.04	1.57	2.9

央行沟通在一定程度上会影响媒体对于新闻事件报道的倾向性。根据以往的研究(Böhm et al.,2012)我们发现,央行增强其沟通的力度会加大媒体报道的频率和倾向性。鉴于我国央行沟通

数据的可获性,本文利用媒体对例会后一个星期内货币政策委员会委员对相关政策发表讲话的报道次数作为解释变量。本文在选取解释变量时还关注到在一段期间内我国媒体对于“存款准备金率”的新闻报道呈现出一种极度增多的态势,即媒体对存款准备金率水平的新闻报道相较于以往有显著增加。另外,对于其他经济变量,本文选取了四组经济变量,其中,消费者物价指数、经济增长率和广义货币增长率均为媒体报道的传统关注内容。由于汇率变动会对居民、企业预期产生影响并受媒体重视,本文还将人民币美元汇率例会一周内变动率以及其绝对值列为媒体沟通的影响因素中。

#### 四、媒体报道的影响因素:实证分析

本部分考察上述潜在的解释变量是否以及如何影响媒体对货币政策报道倾向性、报道离散度、报道数量和报道程度这四个媒体报道指标。

##### (一) 媒体报道倾向性影响因素

我们设立方程(9)考察前文介绍的各自变量对媒体报道倾向性的影响情况:

$$\begin{aligned} fav_i = & \alpha + \beta_1 sur_i + \beta_2 chi_i + \beta_3 ki_i + \beta_4 com_i + \beta_5 drr_i + \beta_6 cpi_i \\ & + \beta_7 gdp_i + \beta_8 exc_i + \beta_9 absexc_i + \beta_{10} m2_i + \mu_i \end{aligned} \quad (9)$$

基于对回归方程中解释变量可能存在内生性的考虑,本文对方程(9)进行 DWH 检验,检验结果表明:对于方程(9)所有解释变量在 1% 的显著性水平上不能拒绝“所有变量均为外生性”的假设,即不存在内生性问题。模型(9)的估计结果在表 6 中前两列显示,表明在传统显著性水平上市场利率变动、政策利率水平等变量不显著。考虑到央行沟通可能对于平滑利率波动有一定的作用(可能与利率存在一定共线性),所以我们将央行沟通变量从自变量中剔除然后再次进行回归,结果报告在表 6 的后两列,可以看到估计结果并没有发生太大变化。在后续的分析中,我们将不再汇报剔除央行沟通变量后的回归结果。下面我们分别分析各个影响变量系数估计结果的涵义。

表 6 媒体报道倾向性的影响因素回归结果

	fav	std.	fav	std.
sur	-0.28	(0.79)	-0.44	(0.76)
chi	3.94 **	(1.66)	3.67 **	(1.41)
ki	-2.01	(1.22)	-1.78	(1.21)
com	-0.35	(0.23)		
drr	0.37 **	(0.14)	0.36 **	(0.14)
cpi	-18.75	(43.5)	-30.88	(46.3)
gdp	-3.45	(54)	0.55	(54.2)
exc	52.25	(78.7)	57.94	(75.8)
absexc	-74.96	(87.4)	-85.86	(85.4)
m2	79.81 **	(31.8)	70.63 **	(7.91)
R-squared	0.44		0.42	
Prob > F	0.001		0.0001	

注:同表 3。

第一,对于市场利率变量,虽然系数的符号(-0.28)表明市场利率的反应用于媒体报道的倾向性有负面影响,但是在统计上并不显著。鉴于央行沟通对于平滑利率波动有一定的作用,因此我们将央行沟通的因素从自变量中剔除,检验利率变动对媒体报道的真实影响。从解释变量中排除央行沟通的因素使得市场利率异常波动导致倾向性变动并无显著效果。因此,我们发现媒体对于利率变动程度的报道具有客观性,也侧面说明了中国媒体并不关注利率的变动,以至于并没有大量的媒体对利率波动进行评论。虽然在对模型进行修正剔除央行沟通变量,仍然发现市场利率的波动并不能够引起媒体报道倾向性的变动。对于此现象的另外一种解释倾向于中国的媒体习惯于央行货币政策变动引起利率市场的波动,因此对于市场利率波动的报道更为“中性”。我们只统计货币政策委员会例会一个星期之内的媒体报道,而近期央行利率管理货币政策工具并非一定在这一期间内实行,因此市场利率变动的中性假设应当成立。

第二,货币政策利率变化对于媒体报道的倾向性的影响是显著的。货币政策利率上升1个百分点,媒体报道的倾向性上涨3.94%。在剔除央行沟通因素后结果变化也不大,货币政策利率上升1个百分点媒体报道倾向性上升3.67%。对于货币政策利率水平对媒体报道的影响具有较为直观的解释:在货币政策利率水平较高的时候,媒体往往倾向于认为央行的货币政策是不利的。从回归结果来看,利率越高,媒体更倾向发布不利报道。但从统计上看,结果并不显著。我国政策利率水平并不影响媒体对于货币政策委员会会议的报道,媒体对于利率的感知更倾向于政策利率的变动幅度,而并不是政策利率本身的高低。由于货币政策利率变动以及货币政策利率水平与通胀水平密切相关,基于公众相较于高通胀而言更加偏好低通胀,高政策利率水平可能是为了平抑通胀水平的上涨做出的央行决策。因此相比利率政策变动,政策利率水平的高低对于媒体报道的倾向性影响并不显著。

第三,在央行沟通强度方面,当期央行行长向公众发布相关货币政策声明在媒体报道倾向性方面并无解释力,反映了央行行长对于货币政策的意见并不能够提高媒体报道的倾向性,以至于在货币政策传导机制中并不能够及时发挥央行沟通作用。但是对于两季度之前的央行行长向公众发布相关货币政策声明的报道,媒体反映普遍向好。这也说明央行沟通货币政策并不能够达到绝对有效性。即使在当今媒体报道高效的情况下,媒体对于央行沟通感知程度还只能停留在两个季度之前。回归结果表明,当季央行使用政策解读和发布声明的方式通过媒体传达会议内容并非增强媒体对于会议解读的倾向性,而是对会议的内容解读持有更为理性的报道。即使央行行长对于货币政策以及委员会例会有所解读,媒体对于沟通的解读会使行文更加偏向中性。

第四,存款准备金率对媒体报道倾向性有显著正向影响。我国从2006年下半年开始对金融机构存款准备金率进行频繁调整,尤其是在金融危机爆发的2008年,央行对存款准备金率的调整多达9次。因此,分析存款准备金率对货币政策的媒体报道影响十分必要。由于央行变动金融机构存贷款利率的信息足以影响商业银行借贷行为以及实体经济的反应,从议程设置理论(McCombs and Shaw, 1972)和使用满足理论(Katz et al., 1973)角度可以说明,无论信息的供给者还是信息的需求者均对新闻引导公众行为反应有所说明。存款准备金率成为媒体报道倾向性的影响因素说明媒体报道对存款准备金率水平信息有着更强的报道意愿,对此类信息的报道更偏向于对央行货币政策委员会决策的监督作用。而公众对于此类信息的需求更多是基于存款准备金率调整影响货币供给量从而导致居民对通胀预期的变化。因此,存款准备金率的高低显著影响媒体对于央行货币政策委员会报道的倾向性。

第五,考察通胀率对货币政策会议媒体报道倾向性的影响。本文使用的是季度内月度平均同比通胀率的变动程度数据。在我国,媒体对物价和通货膨胀的关注度一直较高,其中最关注的是CPI数据。由于在长期中,国家统计局公布数据以同比口径为主,而且在政府报告和媒体报道中的

普遍使用同比数据。即使是在正文中会对环比数据进行描述,但在标题中还是以同比数据为主。此外,环比数据独有的季节性因素导致其波动性超过 CPI 同比数据。因此本文选择月度同比数据的平均值的变动程度对其导致媒体报道的倾向性的影响。从估计结果看,通胀率上升会导致媒体报道的倾向性下降,在回归系数的符号( -18.75 )上有所体现,但系数并不显著。由于媒体人和评论专家对于实际宏观指标的变化敏感程度大于指标水平,即使是 CPI 同比增长率本质上是变化率,媒体对于其表述却更偏向与上个月度(或上个季度平均值)相比的变动幅度揭示指标变化程度。与已有研究相比(如 Böhm et al.,2012 ),我们的结果具有本质不同。我国货币政策制定规则并非单一通胀目标制,而更倾向于相机抉择的制定规则。既然通胀率并非是央行货币政策委员会唯一关注的议题,会议结束一个星期之内的媒体报道对其报道的篇幅也较 CPI 数据公布之日有所偏差。这种偏差与议程设置理论不无关系。信息的初始来源——货币政策委员会并不唯一关注通胀率的变化而制定政策,而是多角度、多方位权衡出台政策。而根据议程设置理论,公众在接收信息时全部依赖于媒体设定的话题。因此,作为信息的传播者,媒体的议题设定完全来源于货币政策委员会本身政策制定之依据,而非媒体依照自身或公众意愿而进行报道,即媒体并非过度关注通胀率同比数据的变动程度。

第六,与通胀率的情况一致,我国真实 GDP 数据每季度公布一次。结果显示,无论是否剔除央行沟通性因素,真实 GDP 同比增长率的变动程度与货币政策媒体报道的倾向性具有反向变动趋势,不过回归系数并不显著,所以并不能说明当季 GDP 增长率变动程度会影响媒体报道的倾向性。通过媒体新闻的整理和阅读我们发现,与 CPI 同比数据不同的是,媒体在报道国内生产总值相关数据时兼顾增长率和实际数据。因此,媒体并非仅从单一增长的角度解读。同时,在货币政策制定和发布中,货币政策委员会并非依照 GDP 同比增长率制定和调整货币政策,因此该指标对货币政策媒体报道的倾向性无显著影响并不意外。

第七,媒体报道倾向性对于汇率变化的反应是媒体报道的倾向性随着人民币美元汇率的升高而上升,但是系数估计不具有统计显著性。这一结果可能暗示出,媒体偏好汇率稳定于同一水平而非剧烈的变动。对于中央银行,将汇率稳定在一定水平处而非自由浮动能够通过媒体传达汇率稳定的信息和货币政策委员会决策的有效性,使公众形成对汇率水平有效预期,引导其行为最终使货币政策传导有效。

第八,广义货币增长率对媒体报道倾向性具有显著正向影响:广义货币增长率上涨 0.1% ,媒体报道倾向性上涨 8% 左右。媒体对于货币增长的解读与通货膨胀持有相反的意见。同时,将广义货币作为唯一自变量对媒体报道倾向性进行回归,可以得出更为显著的结果。究其原因,可能是广义货币增长暗示宽松货币政策,而宽松货币政策会使得货币政策委员会相关报道倾向性增加,尤其是在危机后盛行的量化宽松货币政策更是引人关注。而通胀率反映物价水平的上涨,直接关系公众对物价的感知,已有研究表明(张成思和芦哲,2016),媒体更青睐于对此问题的负面报道。广义货币增长与通货膨胀率的增加对于媒体报道倾向性有不同影响还可以从货币政策目的的“前因后果”角度剖析。相比于广义货币增长率,通胀率的上涨更倾向于导致紧缩的货币政策,从而导致利率的上升和广义货币增长率变动幅度下降;而经济下滑导致货币政策委员会更倾向于制定宽松的货币政策从而使利率下降、广义货币量上升。因此,当通胀率上升,媒体对货币政策委员会的报道更具负面性。相对通胀率,广义货币增长率的上升更多为宽松货币政策实施预设效果。媒体更倾向于解读经济向好的预期,因此会导致媒体报道倾向性的增加。

## (二)媒体报道倾向性离散度的影响因素

通过设立与模型(9)类似的回归方程,我们可以考察媒体报道倾向性离散度的影响因素,结果归纳在表 7 中。结果显示,市场利率变动不会引起媒体报道倾向性的大范围波动,媒体报道倾向性

的离散度对于中国银行业同业拆借利率拆借品种加权价的变动程度并不敏感。当市场利率上升1个百分点,媒体报道倾向性离散度会提高0.42%,但在统计上不显著。与媒体报道倾向性相同,货币政策利率变化会显著影响媒体报道倾向性的离散度。由于媒体报道的倾向性会受到政策利率变化的影响,当政策利率发生变动,倾向性会随之变动,导致其离散度加大。另外,货币政策利率水平对倾向性离散度有边际显著影响。媒体将政策利率的变动视为货币政策委员会对于当前经济情况作出的积极有效的反应,无论是政策利率上升还是下降均为有利的政策变动。央行行长(货币政策委员会主席)在货币政策委员会例会一周内在公开场合发表的政策声明以及解读并不显著影响报道倾向性的离散度。存款准备金率对于媒体报道倾向性离散度也几乎没有影响。

表7 媒体报道离散度影响因素的回归结果

	disfav	std.
sur	0.42	(0.46)
chi	1.70 **	(0.73)
ki	1.32 *	(0.77)
com	-2.44	(0.17)
drr	-0.06	(0.10)
cpi	-28.73	(26.92)
gdp	-55.48	(34.80)
exc	36.84	(42.37)
absexc	122.49 **	(54.23)
m2	62.42 **	(26.98)
R-squared	0.304	
Prob > F	0.058	

注:同表3。

另外,与影响媒体报道倾向性因素相似,通胀率、经济增长率和汇率变动并不显著影响媒体报道倾向性的离散度,但汇率变动程度的绝对值会显著影响媒体报道倾向性离散度,说明汇率存在波动的情况下媒体报道倾向性就会偏离平均值。广义货币增长率也显著影响媒体报道倾向性离散度。可见,媒体报道倾向性受到广义货币增长率的影响程度较大。综上所述,政策利率的变动程度对媒体报道离散度的影响程度显著,表明央行货币政策的发布在媒体报道的离散度上具有一定的影响力。由于政策利率水平对于政策描述的局限性,政策利率变动对于货币政策走向的描述更加贴切。

### (三)媒体报道数量影响因素

同样通过设立与模型(9)类似的回归方程,我们考察媒体报道数量的影响因素,结果归纳在表8中。从估计结果来看,存款准备金率水平和广义货币增长率水平使得媒体报道的数量有所增加。尤其是2010年至2013年之间搜集的“货币政策委员会”的报道中,存款准备金率水平的报道相比其他报道有明显增加。这说明在此期间媒体对于存款准备金率的报道与“货币政策委员会”紧密相联。同时,媒体报道数量的增加也可以解读为媒体报道对于“货币政策委员会”的政策制定有深层次的关注,尤其是存款准备金率水平和广义货币增长率水平两个因素被媒体报道较多的情景下更是如此。

我国广义货币增长率高涨而 CPI 并未随之大幅度改变的背景下,媒体更倾向于报道持续增长的货币总量指标。根据已有研究(如张成思和芦哲,2016),媒体对于 CPI 的关注具有异质性,即媒体往往更关注 CPI 上升而非 CPI 下降。因此,从媒体监督政策作用考量影响因素,广义货币增长率(M2)更为合适。另外,媒体报道数量对于市场利率变动的反应呈负向关系,即市场利率负向增加导致媒体报道数量的上升,但是两者关系并不显著。存款准备金率和广义货币增长率对媒体报道数量的影响是显著的。

表 8 媒体报道数量的影响因素的回归结果

	Num	std.
sur	-1.12	(1.04)
chi	-0.49	(1.72)
ki	-2.42	(1.49)
com	0.41	(0.35)
drr	0.38 **	(0.16)
epi	40.54	(51.71)
gdp	32.88	(56.32)
exc	33.55	(117.92)
absexc	-117.95	(134.30)
m2	85.61 ***	(27.21)
R-squared	0.448	
Prob > F	0.003	

注:同表 3。

#### (四) 媒体报道程度影响因素

鉴于我国媒体报道的特殊性,本文在研究媒体报道程度的影响因素中并未采纳与 Böhm et al. (2012) 相同的指标。相比于使用全文字数表示新闻报道的程度,我们通过人工阅读发现,媒体报道的标题更能够表征媒体报道的程度。当媒体报道标题较长时,其包含的内容对正文内容概括程度最为完整。基于此,我们考察我国媒体报道程度指标的影响因素,回归模型仍然与模型(9)类似,结果归纳在表 9 中。结果显示,货币政策利率水平对媒体报道程度具有显著正向影响,当政策利率下降 1 个百分点,媒体对于“货币政策委员会”的报道标题上升 2.7%。这表明,媒体更有意愿捕捉政策利率变动对于“货币政策委员会”的影响,并且报道于标题中。另外,存款准备金率对媒体报道程度的影响具有边际显著性,这从一定程度上暗示,媒体报道的标题可能部分倾向于存款准备金率的变化。

表 9 媒体报道程度影响因素的回归结果

	Ext	std.
sur	-0.24	(1.28)
chi	2.71	(2.07)
ki	2.71 ***	(1.96)
com	0.15	(0.23)

续表

	Ext	std.
drr	0.43 *	(0.22)
cpi	-54.62	(65.8)
gdp	116.54	(77.49)
exc	173.00	(153.75)
absexc	233.74	(173.78)
m2	-18.34	(28.06)
R-squared	0.202	
Prob > F	0.045	

注:同表3。

## 五、结论

央行的货币政策意图需要通过媒体报道与市场进行沟通,从而达到引导市场预期的目标。因此研究货币政策的媒体沟通问题有助于深入理解中央银行货币政策的信号作用机制。有鉴于此,本文分析了2000年第一季度至2016年第一季度期间中国货币政策决策的媒体报道影响因素,我们从媒体报道倾向性、倾向性离散度、报道数量和报道程度四个角度构建媒体报道指标。通过人工阅读筛选后的544篇在“货币政策委员会例会”之后一个星期国内报纸发表的文章来确定解释报道倾向性的因素,同时计算报道倾向性的离散度、报道数量和报道程度,基于多角度查实媒体中货币政策报道的影响因素。在此基础上,本文考虑中国人民银行货币政策变量和其他经济环境变量对媒体报道的解释程度。通过一系列实证研究发现,媒体报道对市场利率波动并没有过多关注,更加关注的是主要政策利率水平及其变动程度和存款准备金率。对于经济环境变量,媒体更加关注广义货币增长率。

在大多数情况下,市场利率的变动程度负向影响媒体报道倾向性、离散度以及媒体报道的程度,但是这种影响不具有统计显著性。官方政策利率水平和利率变动程度对媒体报道的影响是显著的,尤其是在媒体报道倾向性及其离散度的分析中,官方政策利率对其媒体报道的影响显著性突出。相比于政策利率,存款准备金率水平只对媒体报道倾向性、报道数量和报道程度有显著影响。对于其他经济环境变量,通胀率水平变动程度不能解释媒体报道倾向性以及报道程度。由于我国并不是实行通胀目标制的货币政策制定规则的国家,因此媒体对于“通货膨胀”感知程度不及其他指标,尤其是与汇率波动程度以及广义货币增长率相比。综上所述,从媒体报道的“货币政策委员会”例会新闻的角度来看,我国中央银行沟通可以考虑通过主要政策利率、存款准备金率以及广义货币增长率来引导市场预期,以此来提高媒体中货币政策的沟通效果和效率,推进前瞻性货币政策传导机制的贯彻与施行。

## 参考文献

- 卞志村、张义(2012):《央行信息披露、实际干预与通胀预期管理》,《经济研究》,第7期。
- 郭红兵、陈平(2012):《中国货币政策的工具规则和目标规则——“多工具,多目标”背景下的一个比较实证研究》,《金融研究》,第8期。
- 冀志斌、周先平(2011):《中央银行沟通可以作为货币政策工具吗——基于中国数据的分析》,《国际金融研究》,第2期。

<sup>1</sup> 吴国培、潘再见(2014):《中央银行沟通对金融资产价格的影响——基于中国的实证研究》,《金融研究》,第5期。

<sup>10</sup> 张成思、芦哲(2016):《不对称的螺旋:媒体舆论与通胀预期传染》,《财贸经济》,第6期。

<sup>10</sup> 朱宁、许艺煊、邱光辉(2016):《中央银行沟通对人民币汇率波动的影响》,《金融研究》,第11期。

Amato, J., S. Morris and H. Shin (2002): "Communication and Monetary Policy", *Oxford Review of Economic Policy*, 18, 495–503.

Andersson, M., H. Dillén and P. Sellin (2006) : "Monetary Policy Signaling and Movements in the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, 53, 1815–1855.

Berger, H., M. Ehrmann and M. Fratzscher (2011): "Monetary Policy in the Media", *Journal of Money, Credit and Banking*, 43, 689–709.

Böhm, J., P. Král and B. Saxa (2012): "The Czech National Bank's Monetary Policy in the Media", *European Journal of Political Economy*, 28, 341–357.

Davidson, R. and J. MacKinnon (1993): *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press.

Ehrmann, M. and M. Fratzscher (2007): "Explaining Monetary Policy in Press Conferences", *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 509–541.

Gentzkow, M. and J. Shapiro (2006): "Media Bias and Reputation", *Journal of Political Economy*, 114, 280–316.

Groseclose, T. and J. Milyo (2005): "A Measure of Media Bias", *Quarterly Journal of Economics*, 120, 1191–1237.

Hayo, B. and M. Neuenkirch (2015): "Self-Monitoring or Reliance on Media Reporting: How Do Financial Market Participants Process Central Bank News?", *Journal of Banking & Finance*, 59, 27–37.

Katz, E., H. Haas and M. Gurevitch (1973): "On the Use of the Mass Media for Important Things", *American Sociological Review*, 38, 164-181.

McCombs, E. and D. Shaw (1972): "The Agenda-Setting Function of Mass Media", *Public Opinion Quarterly*, 36, 176-187.

Reid, M. and S. Plessis (2011) : "Talking to the Inattentive Public: How the Media Translates the Reserve Bank's Communications", *ERSA Working Paper 254*.

Woodford, M. (2001): *Monetary Policy in the Information Economy*, Cambridge: MIT Press.

#### 附录：媒体对相关货币政策报道的倾向性评价统计结果

报纸种类	fav	num	ext
21世纪经济报道	0.09	11	18.18
北京晨报	0.64	14	18.79
北京青年报	0.34	35	14.2
北京晚报	0.33	6	10.5
成都商报	0.58	19	14.58
楚天都市报	0.6	5	20.2
光明日报	0.14	7	12.14
广州日报	0.64	25	19.56
国际金融报(电子报)	0.35	17	11.12
华商报	0.33	3	17.67
解放日报	0.58	12	24.92
今晚报	0	2	14.5
金融时报	0.96	85	25.38
经济参考报	0.85	27	26.74
经济日报	0.94	54	25.63

续表

报纸种类	fav	num	ext
南方都市报(全国版)	0.14	21	25.05
南方日报(全国版)	0.58	24	22.96
齐鲁晚报(电子报)	0.5	4	16
人民日报(电子报)	1	10	34.9
上海证券报	0.65	68	19.29
深圳晚报	1	1	11
文汇报(上海)	0.33	15	16.33
新京报	0.28	18	27.17
新民晚报	0.33	9	15.11
羊城晚报(全国版)	0.27	15	11.73
证券日报	0.7	30	26.33
证券时报(电子报)	1	6	24.67
中国经营报	0	1	6

注:表中的 fav 指标是指所有该报章的报道平均 fav 值;ext 指标是指所有该报章的报道平均值;num 是报道篇数;经济观察报、南方周末(电子报)没有相关描述和报道。

(责任编辑:周莉萍)

## Empirical Study on Flexible-price Monetary Model

JIANG Chun MAO Qing SI Dengkui

(Center of Financial Research, Wuhan University, Wuhan, 430072, China; Economics and Management School,

Wuhan University, Wuhan, 430072, China; School of Economics, Qingdao University, Qingdao, 266071, China)

**Abstract:** Flexible-price monetary model is one of the most classic models which explain the fluctuations of exchange rate. However, the empirical examination of flexible-price monetary model is rare. This paper uses panel data from 1975 to 2017 for 77 countries to tackle the issue of structural breaks, cross-section dependence and heterogeneity for the monetary exchange rate model on the basis of four-step panel analysis and zone conversion panel model. We find the evidence of the feasibility of flexible-price monetary model on the determination of exchange rate. To be specific, we find the non-stationarity emerging in exchange rates and monetary fundamentals series and the evidence of the long-run co-integration relationship between the nominal exchange rates and monetary fundamentals which is rather convincing and accurate. We have proved that excess money supply tends to depreciate the nominal exchange rate in the lower-income countries and middle-income countries, however, considerable GDP growth tends to appreciate the nominal exchange rate in the higher-income countries. As China belongs to the middle-income countries, we suggest that China should pay more attention to the case of excess money and reduce the money supply for the stabilization of RMB nominal exchange rate.

**Key Words:** Flexible-Price Monetary Model; Transnational Panel; Panel Cointegration; Bootstrapped Panel Causal Analysis; Zone Conversion Panel Model

**JEL Classification:** F10; F31; F33

## Media Communication of Monetary Policy: Market Indicators or Conventional Indicators?

ZHANG Chengsi MOU Pengfei

(School of Finance, Renmin University of China, Beijing, 100872, China)

**Abstract:** This paper examines the impact factors of media reports on monetary policy in China over 2000 – 2016. We use the relevant media reports in the week after monetary policy committee meeting to determine the factors that may affect the media reports. We further explore whether monetary policy variables and other economic variables affect the media reports. Empirical results show that media reports do not really pay attention to market interest rate. In contrast, the media pays more attention on policy interest rate and required reserve ratio, as well as growth rate of broad money. Therefore, the central bank in China may consider underscoring the importance of policy interest rate, required reserve ratio and monetary growth in central bank communication to gear up monetary policy transmission effect.

**Key Words:** Media Report; Monetary Policy; Central Banking

**JEL Classification:** E22; E52; E58